

# ИССЛЕДОВАНИЕ ЗАМКНУТОЙ RQ-СИСТЕМЫ M/GI/1//N С КОНФЛИКТАМИ ЗАЯВОК В УСЛОВИИ НЕОГРАНИЧЕННО РАСТУЩЕГО ЧИСЛА ИСТОЧНИКОВ

А. С. Квач, А. А. Назаров

---

*Национальный исследовательский Томский государственный университет*

*Томск, Россия*

*E-mail: kvach\_as@mail.ru, nazarov.tsu@gmail.com*

Исследована математическая модель замкнутой RQ-системы с конфликтами заявок методом асимптотического анализа. Получены распределения вероятностей числа источников в режиме ожидания окончания успешного обслуживания. С помощью численного алгоритма получено допредельное распределение. Произведено сравнение асимптотического распределения с допредельным, была установлена область применимости асимптотических результатов.

*Ключевые слова:* замкнутая RQ-система, конфликты заявок, метод асимптотического анализа, неограниченно растущее число источников.

В теории массового обслуживания [1–3] особый интерес представляют системы с повторными вызовами или RQ-системы. Такие системы характеризуются тем, что входящая заявка, обнаружившая прибор занятым, присоединяется к источнику повторных вызовов (ИПВ), чтобы повторить свой доступ к прибору через некоторый случайный промежуток времени. Область практического применения таких систем очень обширна. RQ-системы используют для исследования телекоммуникационных и компьютерных систем, при проектировании мобильных сотовых радиосетей, телефонных сетей и во многих других областях. Исследованию RQ-систем посвящено большое количество работ. По этой тематике в монографии [4] приведено более семисот ссылок на издания различного уровня. Основы и фундаментальные исследования в области RQ-систем также можно найти в работах Г.И. Фалина [5].

В работах Т.В. Любиной и А.А. Назарова [6–8] были исследованы различные модели открытых RQ-систем с конфликтами заявок.

Исследованию замкнутых RQ-систем с конечным числом источников посвящены работы Almási B., Sztrick J., Roszik J. [9, 10], Artalejo J.R. [11], Dragieva V. [12, 13]. В работах Almási B., Sztrick J., Roszik J. рассматриваются модели ненадежных замкнутых RQ-систем в однородной и случайной среде, многолинейные замкнутые RQ-системы и др. Отметим, что ни в одной из приведенных работ не рассматриваются замкнутые RQ-системы с конфликтами заявок.

В публикации [14] приведены основные результаты исследования замкнутой RQ-системы с конфликтами заявок в случае экспоненциального обслуживания.

В данной работе рассматривается замкнутая RQ-система с конфликтами заявок в случае рекуррентного обслуживания. Для исследования системы предлагается метод асимптотического анализа.

## МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ

Рассматривается немарковская замкнутая RQ-система с  $N$  источниками. Каждый источник генерирует заявку и отправляет ее на прибор с интенсивностью  $\lambda/N$ . Источник, который отправил заявку на обслуживание, находится в режиме ожидания и не генерирует новую до тех пор, пока заявка не завершит обслуживание.

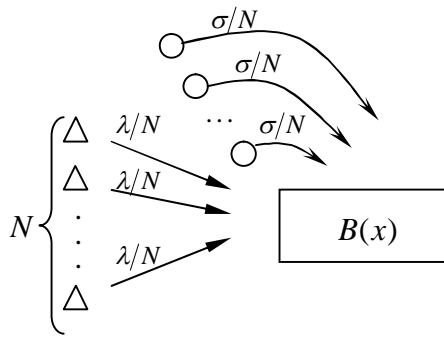


Рис. 1. Замкнутая RQ-система

Заявка, заставшая прибор свободным, занимает его для обслуживания. Время обслуживания каждой заявки является случайной величиной с произвольной функцией распределения  $B(x)$ . Если прибор занят, то поступившая заявка вступает в конфликт с обслуживаемой заявкой и они обе переходят в ИПВ. Из ИПВ после случайной задержки, продолжительность которой имеет экспоненциальное распределение с параметром  $\sigma/N$ , заявка вновь обращается к прибору с повторной попыткой его захвата.

Пусть  $i(t)$  – число источников в режиме ожидания, а  $k(t)$  определяет состояние прибора следующим образом:

$$k(t) = \begin{cases} 0, & \text{если прибор свободен,} \\ 1, & \text{если прибор занят.} \end{cases}$$

Под состоянием системы будем понимать состояние процесса  $\{k(t), i(t)\}$  в момент времени  $t$ . Для рассматриваемой системы процесс  $\{k(t), i(t)\}$  не является марковским, поэтому для его марковизации введем случайный процесс  $z(t)$ , имеющий смысл длины интервала от момента  $t$  до момента окончания успешного обслуживания заявки.

Таким образом, исследуется марковский процесс  $\{k(t), z(t), i(t)\}$ , который имеет переменное число компонент в зависимости от состояния прибора, так как компонента  $z(t)$  определена только в те моменты, когда  $k(t) = 1$ .

Обозначим  $P\{k(t) = 0, i(t) = i\} = P_0(i, t)$  – вероятность того, что прибор в момент времени  $t$  свободен и в режиме ожидания находится  $i$  источников, а  $P\{k(t) = 1, i(t) = i, z(t) < z\} = P_1(i, z, t)$  – вероятность того, что прибор в момент времени  $t$  занят и до окончания обслуживания заявки остается времени меньше  $z$ , а в режиме ожидания находится  $i$  источников.

## УРАВНЕНИЯ КОЛМОГорова

Для распределения вероятностей  $P_0(i, t)$ ,  $P_1(i, z, t)$  состояний системы составим систему дифференциальных уравнений Колмогорова и запишем ее для стационарного распределения

$$\begin{aligned} -\lambda P_0(0) + \frac{\partial P_1(1, 0)}{\partial z} &= 0, \\ \frac{\partial P_1(1, z)}{\partial z} - \frac{\partial P_1(1, 0)}{\partial z} - \lambda \frac{N-1}{N} P_1(1, z) + \lambda P_0(0) B(z) + \frac{\sigma}{N} P_0(1) B(z) &= 0, \\ \frac{\partial P_1(i+1, 0)}{\partial z} - \left( \lambda \frac{N-i}{N} + \sigma \frac{i}{N} \right) P_0(i) + \mu P_1(i+1) + \lambda \frac{N-i+1}{N} P_1(i-1) + \sigma \frac{i-1}{N} P_1(i) &= 0, \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_1(i, z)}{\partial z} - \frac{\partial P_1(i, 0)}{\partial z} - \left( \lambda \frac{N-i}{N} + \sigma \frac{i-1}{N} \right) P_1(i, z) + \lambda \frac{N-i+1}{N} P_0(i-1) B(z) + \\ + \sigma \frac{i}{N} P_0(i) B(z) = 0. \end{aligned}$$

Введем частичные характеристические функции

$$H_0(u) = \sum_{i=0}^N e^{ju i} P_0(i), \quad H_1(u, z) = \sum_{i=0}^N e^{ju i} P_1(i, z).$$

Тогда систему (1) запишем в виде:

$$\begin{aligned} e^{-ju} \cdot \frac{\partial H_1(u, 0)}{\partial z} + \frac{j}{N} (\sigma - \lambda) \frac{\partial H_0(u)}{\partial u} + \frac{j}{N} (\lambda e^{ju} - \sigma) \frac{\partial H_1(u)}{\partial u} - \lambda H_0(u) + \\ + \left( \lambda e^{ju} - \frac{\sigma}{N} \right) H_1(u) = 0, \quad (2) \\ \frac{\partial H_1(u, z)}{\partial z} - \frac{\partial H_1(u, 0)}{\partial z} + \frac{j}{N} (\lambda e^{ju} - \sigma) B(z) \frac{\partial H_0(u)}{\partial u} + \frac{j}{N} (\sigma - \lambda) \frac{\partial H_1(u, z)}{\partial u} + \\ + \lambda e^{ju} B(z) H_0(u) + \left( \frac{\sigma}{N} - \lambda \right) H_1(u) = 0. \end{aligned}$$

Данную систему будем решать методом асимптотического анализа [15] в условии неограниченно растущего числа источников ( $N \rightarrow \infty$ ).

## МЕТОД АСИМПТОТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА В УСЛОВИИ НЕОГРАНИЧЕННО РАСТУЩЕГО ЧИСЛА ИСТОЧНИКОВ

### АСИМПТОТИКА ПЕРВОГО ПОРЯДКА

Обозначим  $\frac{1}{N} = \varepsilon$  и в системе (2) выполним замены

$$u = \varepsilon w, \quad H_0(u) = F_0(w, \varepsilon), \quad H_1(u, z) = F_1(w, z, \varepsilon).$$

Тогда система (2) перепишется в виде

$$\begin{aligned} e^{-j\varepsilon w} \cdot \frac{\partial F_1(w, 0, \varepsilon)}{\partial z} + j(\sigma - \lambda) \frac{\partial F_0(w, \varepsilon)}{\partial w} + j(\lambda e^{j\varepsilon w} - \sigma) \frac{\partial F_1(w, \varepsilon)}{\partial w} - \lambda F_0(w, \varepsilon) + \\ + (\lambda e^{j\varepsilon w} - \varepsilon \sigma) F_1(w, \varepsilon) = 0, \quad (3) \\ \frac{\partial F_1(w, z, \varepsilon)}{\partial z} - \frac{\partial F_1(w, 0, \varepsilon)}{\partial z} + j(\lambda e^{j\varepsilon w} - \sigma) B(z) \frac{\partial F_0(w, \varepsilon)}{\partial w} + j(\sigma - \lambda) \frac{\partial F_1(w, z, \varepsilon)}{\partial w} + \\ + \lambda e^{j\varepsilon w} B(z) F_0(w, \varepsilon) + (\varepsilon \sigma - \lambda) F_1(w, z, \varepsilon) = 0. \end{aligned}$$

Сформулируем следующее утверждение.

**Теорема 1.** Предельные (при  $\varepsilon \rightarrow 0$ ) значения  $F_0(w)$ ,  $F_1(w, z)$  решений  $F_0(w, \varepsilon)$ ,  $F_1(w, z, \varepsilon)$  системы уравнений (3) имеют вид

$$F_0(w) = R_0 e^{jw\kappa_1}, \quad F_1(w, z) = R_1(z) e^{jw\kappa_1},$$

где величины  $R_0$ ,  $R_1$ ,  $R_1(z)$  определяются равенствами

$$R_0 = \frac{1}{2 - B^*(\delta)}, \quad R_1 = \frac{1 - B^*(\delta)}{2 - B^*(\delta)},$$

$$R_1(z) = e^{\delta z} \cdot \int_0^z e^{-\delta x} \cdot \{\lambda(1 - \kappa_1) - \delta R_0 B(x)\} dx, \quad (4)$$

$$B^*(\alpha) = \int_0^\infty e^{-\alpha x} dB(x), \quad \delta = \lambda + (\sigma - \lambda)\kappa_1,$$

а  $\kappa_1$  является решением уравнения

$$\kappa_1 = 1 - \frac{\delta}{\lambda} \cdot \frac{B^*(\delta)}{2 - B^*(\delta)}.$$

### АСИМПТОТИКА ВТОРОГО ПОРЯДКА

Для нахождения асимптотики второго порядка в системе уравнений (3) выполним замены

$$H_0(u) = H_0^{(2)}(u) \exp\{j u \kappa_1 N\}, \quad H_1(u, z) = H_1^{(2)}(u, z) \exp\{j u \kappa_1 N\}. \quad (6)$$

Заменив

$$\frac{1}{N} = \varepsilon^2, \quad u = \varepsilon w, \quad (7)$$

$$H_0^{(2)}(u) = F_0^{(2)}(w, \varepsilon), \quad H_1^{(2)}(u, z) = F_1^{(2)}(w, z, \varepsilon),$$

получим

$$\begin{aligned} e^{-j\varepsilon w} \cdot \frac{\partial F_1^{(2)}(w, 0, \varepsilon)}{\partial z} + j\varepsilon(\sigma - \lambda) \frac{\partial F_0^{(2)}(w, \varepsilon)}{\partial w} + j\varepsilon(\lambda e^{j\varepsilon w} - \sigma) \frac{\partial F_1^{(2)}(w, \varepsilon)}{\partial w} - \\ - [\lambda + (\sigma - \lambda)\kappa_1] F_0^{(2)}(w, \varepsilon) + [\lambda e^{j\varepsilon w}(1 - \kappa_1) - \varepsilon^2 \sigma + \sigma \kappa_1] F_1^{(2)}(w, \varepsilon) = 0, \\ \frac{\partial F_1^{(2)}(w, z, \varepsilon)}{\partial z} - \frac{\partial F_1^{(2)}(w, 0, \varepsilon)}{\partial z} + j\varepsilon(\lambda e^{j\varepsilon w} - \sigma) B(z) \frac{\partial F_0^{(2)}(w, \varepsilon)}{\partial w} + j\varepsilon(\sigma - \lambda) \frac{\partial F_1^{(2)}(w, z, \varepsilon)}{\partial w} + \\ + [\lambda e^{j\varepsilon w}(1 - \kappa_1) + \sigma \kappa_1] B(z) F_0^{(2)}(w, \varepsilon) + [\lambda(\kappa_1 - 1) + \varepsilon^2 \sigma - \sigma \kappa_1] F_1^{(2)}(w, z, \varepsilon) = 0. \end{aligned} \quad (8)$$

**Теорема 2.** Предельные (при  $\varepsilon \rightarrow 0$ ) значения  $F_0^{(2)}(w)$ ,  $F_1^{(2)}(w, z)$  решений  $F_0^{(2)}(w, \varepsilon)$ ,  $F_1^{(2)}(w, z, \varepsilon)$  системы уравнений (8) имеют вид

$$F_0^{(2)}(w) = R_0 \Phi^{(2)}(w), \quad F_1^{(2)}(w, z) = R_1(z) \Phi^{(2)}(w),$$

где

$$\Phi^{(2)}(w) = \exp\left\{\frac{(jw)^2}{2} \kappa_2\right\},$$

$$\kappa_2 = A_1 \cdot \frac{R_0 \cdot B^*(\delta)[\delta + A_1] - (\delta + A_1 R_0)}{A_1(\sigma - \lambda)(R_1^*(\delta) - R_1 - R_0(B^*(\delta) - 1)) + \delta((\sigma - \lambda)(R_1^*(\delta) - R_0 B^*(\delta)) - \lambda)},$$

$$A_1 = \lambda(1 - \kappa_1),$$

$$R_1^*(\alpha) = -\delta R_0[B^*(\alpha)],$$

а величины  $R_0$ ,  $R_1$ ,  $R_1(z)$  определены выражениями (4).

Найдем характеристическую функцию  $h(u)$  процесса  $i(t)$  числа источников в режиме ожидания окончания успешного обслуживания. Для этого выполним обратные к (7) замены и, учитывая (6), получим

$$h(u) = \exp \left\{ ju\kappa_1 N + \frac{(ju)^2}{2} \kappa_2 N \right\}.$$

Мы получили характеристическую функцию нормального распределения с математическим ожиданием  $\kappa_1 N$  и дисперсией  $\kappa_2 N$ .

## СРАВНЕНИЕ С ЧИСЛЕННЫМ ПОДХОДОМ

Для рассматриваемой RQ-системы реализован численный алгоритм. С его помощью найдено распределение вероятностей числа источников в режиме ожидания окончания успешного обслуживания для допредельной ситуации.

Выясним, насколько результаты, полученные с помощью асимптотического анализа, близки к результатам, полученным в допредельной ситуации. Для этого воспользуемся расстоянием Колмогорова

$$\Delta = \max_{0 \leq k \leq N} \left| \sum_{i=0}^k P_{as}(i) - \sum_{i=0}^k P(i) \right|,$$

где  $P_{as}(i)$  – асимптотическое распределение,  $P(i)$  – распределение вероятностей, полученное с помощью численного алгоритма.

Рассмотрим гамма-распределение времени обслуживания заявок. Для гамма-распределения с параметрами  $\alpha$  и  $\beta$  преобразование Лапласа-Стилтьеса  $B^*(u)$  имеет следующий

вид:  $B^*(u) = \left(1 + \frac{u}{\beta}\right)^{-\alpha}$ . Положим  $\alpha = \beta$ , и параметр  $\beta$  будем варьировать. Для отображения изменения значений параметров гамма-распределения воспользуемся коэффициентом вариации  $V = \frac{1}{\sqrt{\alpha}}$ .

Пусть  $\lambda = 2$ ,  $\sigma = 10$ . В таблице 1 приведены значения расстояния Колмогорова  $\Delta$  для различных  $N$  и  $V$ .

Таблица 1

$V \backslash N$	10	20	30	50	100
0,1	0,052	0,045	0,034	0,016	0,014
1	0,029	0,020	0,016	0,013	0,008
2	0,018	0,013	0,010	0,007	0,005

Если считать допустимой погрешностью аппроксимации (расстояние Колмогорова)  $\Delta = 0,03$ , то можно сделать вывод, что гауссовская аппроксимация с хорошей степенью точности аппроксимирует распределение  $P(i)$  при  $N \geq 40$  для коэффициента вариации равного 0,1.

Когда  $V = 1$  ( $\alpha = \beta = 1$ ) гамма-распределение является экспоненциальным с параметром  $\mu = 1$ . Достаточная точность достигается уже при  $N \geq 10$ . Отметим, что результаты, полученные в случае экспоненциального распределения времени обслуживания, совпадают с результатами исследования марковской замкнутой RQ-системы с конфликтами заявок [14].

Для гамма-распределения с коэффициентом вариации  $V = 2$  можно сделать вывод, что точность полученного асимптотического распределения достаточно велика, так для  $N \geq 10$  расстояние Колмогорова не превышает значения 0,03.

*Работа выполнена при поддержке государственного задания Минобрнауки России № 1.511.2014/К.*

## ЛИТЕРАТУРА

1. Назаров, А. А. Теория массового обслуживания: учебное пособие. 2-е изд., испр. / А. А. Назаров, А. Ф. Терпугов. Томск : Изд-во НТЛ, 2010. 228 с.
2. Гнеденко, Б. В. Введение в теорию массового обслуживания / Б. В. Гнеденко, И. Н. Коваленко. М. : КомКнига, 2007. 336 с.
3. Кёнинг, Д. Теория массового обслуживания (основной курс: марковские модели, методы марковизации): учеб. пособие по математике для студентов специальности 0647 «Прикладная математика» / Д. Кёнинг, В. Рыков, Д. Штойян. М., 1979.
4. Artalejo, J. R. Retrial Queueing Systems: A Computational Approach / J. R. Artalejo, A. Gomez-Corral. Springer, 2008. 309 p.
5. Falin, G. I. Retrial queues / G. I. Falin, J. G. C. Templeton. London : Chapman & Hall, 1997. 328 p.
6. Lyubina, T. V. Research of the Markov dynamic retrial queue system with collision. (In Russian) / T. V. Lyubina, A. A. Nazarov // Herald of Tomsk State University. Journal of Control and Computer Science. 2010. V. 3(12). P. 73–84.
7. Lyubina, T. V. Research of the non-Markov dynamic retrial queue system with collision (In Russian) / T. V. Lyubina, A. A. Nazarov // Herald of Kemerovo State University. 2012. V. 1(49).
8. Гарайшина, И. Р. Методы исследования коррелированных потоков и специальных систем массового обслуживания / И. Р. Гарайшина, С. П. Моисеева, А. А. Назаров. Томск : Изд-во НТЛ, 2010. 204 с.
9. Almási, B. Homogeneous Finite-Source Retrial Queues with Server Subject to Breakdowns and Repairs / B. Almási, J. Roszik, J. Sztrik // Mathematical and Computer Modeling 42. 2005. P. 673–682.
10. Sztrik, J. Heterogeneous finite-source retrial queues with server subject to breakdowns and repairs / J. Sztrik, B. Almási, J. Roszik // Journal of Mathematical Sciences 132. 2006. P. 677–685.
11. Artalejo, J. R. Retrial queues with a finite number of sources / J. R. Artalejo // J. Korean Math. Soc. 1998. V. 35. P. 503–525.
12. Dragieva, V. I. Single-line queue with finite source and repeated calls / V. I. Dragieva // Problems of Information Transmission. 1994. V. 30. P. 283–289.
13. Dragieva, V. I. System State Distributions In One Finite Source Unreliable Retrial Queue / V. I. Dragieva. <http://elib.bsu.by/handle/123456789/35903>.
14. Nazarov, A. Asymptotic analysis of closed Markov Retrial Queueing System with collision / A. Nazarov, A. Kvach, V. Yampolsky // Communications in Computer and Information Science 487: Information Technologies and Mathematical Modelling. 2014. P. 334–341.
15. Назаров, А. А. Метод асимптотического анализа в теории массового обслуживания / А. А. Назаров, С. П. Моисеева. Томск : Изд-во НТЛ, 2006. 112 с.